

الگوسازی رفتار فصلی تولید ناخالص داخلی بخش‌های

اقتصاد ایران با تأکید بر بخش کشاورزی

محمد قهرمان‌زاده، اسماعیل پیش بهار، خدیجه الفی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۳۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۹/۱۴

چکیده

هدف از این مطالعه الگوسازی رفتار تولید ناخالص داخلی بخش‌های اقتصادی شامل کشاورزی، خدمات و صنعت و معدن، با استفاده از الگوهای خود توضیحی دوره‌ای (PAR) و انباشته فصلی (SI)، و با به کارگیری داده‌های فصلی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ می‌باشد. بنابر نتایج به دست آمده، تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی رفتار منظم و دوره‌ای داشته و کاربرد الگوی PAR برای بیان رفتار آن می‌تواند بسیار مؤثر باشد. نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد فصلی هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) گویای وجود رفتار فصلی در بخش خدمات و صنعت و معدن بوده که پس از استفاده از فیلترهای مناسب و ایستا سازی داده‌ها، مدل انباشته فصلی برای الگوسازی رفتار تولید ناخالص داخلی این بخش‌ها برآورد شد. در ادامه با استفاده از الگوهای به دست آمده، تولید ناخالص داخلی هر بخش برای سه سال آینده پیش‌بینی شد. به این ترتیب به دلیل ماهیت متفاوت رفتار بخش‌های گوناگون اقتصادی به الگوسازی رفتار آنها به صورت مستقل در بررسی و ارزیابی‌های آتی باید بیشتر توجه شود.

طبقه‌بندی JEL: C52, C51, C40

واژه‌های کلیدی: ایران، تولید ناخالص داخلی، ریشه واحد دوره‌ای، ریشه واحد فصلی، مدل انباشته فصلی، مدل خود توضیحی دوره‌ای.

^۱ به ترتیب دانشیاران و دانشجو دکترا اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

تولید ناخالص داخلی^۱ (GDP)، به عنوان شاخصی بی‌همتا برای اندازه‌گیری چگونگی عملکرد بازار و رشد اقتصادی در یک کشور مطرح بوده و می‌تواند بیانگر میزان رفاه اقتصادی و اجتماعی آن جامعه باشد. در صورتی که دیگر عامل‌های مؤثر بر رفاه ثابت باقی بماند، با افزایش میزان GDP انتظار بر این است که میزان رفاه نیز افزایش یابد (هاگارت^۲، ۲۰۰۰). به این ترتیب افزایش GDP به عنوان یکی از هدف‌های مهم در سیاستگذاری کشورها مطرح خواهد بود. بر پایه آمار منشر شده از سوی صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۰) کشور ایران با ۸۸۸،۳۵۵ میلیون دلار تولید ناخالص داخلی در رتبه ۱۱۷ام جهان قرار گرفته است، در حالی که از لحاظ میزان تولید ناخالص داخلی سرانه (۴،۷۴۱ دلار) در رتبه ۸۹ام جهان قرار دارد. با این وضعیت می‌توان دریافت که کشور ما از لحاظ میزان تولید ناخالص داخلی سرانه در وضعیت نامناسبی بوده و افزایش آن بایستی به عنوان یک هدف مهم در سیاستگذاری‌های کشور مدنظر قرار گیرد. در این راستا سیاستگذاری درست و مؤثر مستلزم شناخت درست وضعیت کنونی است که برای این منظور الگوسازی مناسب رفتار متغیرهای اقتصادی می‌تواند راهگشا باشد. این امر لزوم به کارگیری روش‌های مناسب برای الگوسازی رفتار تولید ناخالص داخلی را مشخص می‌کند. چراکه در صورت به کارگیری الگوی نامناسب، نتایج به دست آمده معتبر نبوده و گمراه کننده نیز خواهند بود. با توجه به اینکه داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به طور معمول به صورت سری زمانی منتشر می‌شود، لذا برای الگوسازی رفتار آن مدل‌های سری زمانی می‌توانند مدنظر قرار گیرند.

یک سری زمانی به صورت مجموعه‌ای از مشاهده‌های مرتب شده بر حسب زمان (به طور معمول در فاصله‌های زمانی یکسان) تعریف می‌شود. مؤلفه‌های مؤثر بر روند تغییرپذیری‌های چندین سری زمانی را می‌توان به چهار جزء تقسیم‌بندی کرد. این چهار دسته شامل روند، چرخه‌های تجاری، چرخه‌های فصلی و اجزای اخلال هستند (کیرچگاسنر و والترز^۳، ۲۰۰۷). بسته به اینکه در روند تغییرپذیری‌های یک دوره زمانی کدام نوع از این مؤلفه‌ها مؤثر باشند، فرآیند تولید داده‌ها و در نتیجه نوع مدل مناسب برای الگوسازی رفتار آنها متفاوت خواهد بود. اقتصاددانان در گذشته مؤلفه فصلی یک سری زمانی را به عنوان عاملی ناهنجار در نظر

¹ Gross Domestic Production

² Haggart

³ Kirchgassner & Wolters

الگو سازی رفتار فصلی... ۷۷

گرفته و پیش از آغاز برآورد، اقدام به حذف اثرگذاری فصلی از داده ها می کردند. در حالی که امروزه تغییرپذیری های فصلی متغیرها به عنوان بخشی از واقعیت رفتار داده ها مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، تا جایی که بی توجهی به آن می تواند تحلیل های اقتصادی را دچار نقص کند (تریپودیس و پنزر، ۲۰۰۴). به این ترتیب بسته به ماهیت داده ها مدل های فصلی گوناگونی معرفی شده اند که از جمله آنها می توان مدل خودتوضیحی دوره ای (PAR) و مدل انباشته فصلی (SI) را نام برد. به این ترتیب این بررسی با هدف کاربرد مدل های فصلی برای تولید ناخالص داخلی برخی از بخش های اقتصادی کشور انجام شده است.

در سال های اخیر برخی از بررسی ها الگوسازی متغیرهای سری زمانی با تغییرپذیری های فصلی را مدنظر قرار داده اند که البته شمار این بررسی ها در داخل کشور بسیار کم بوده است. شیروانی و همکاران (۲۰۰۹) انباشتگی دوره ای و هم انباشتگی دوره ای قیمت های سهام کشورهای G-7 را بررسی کردند. نتایج نشان داد که به کارگیری مدل های موهومی فصلی یا انباشته فصلی نامناسب بوده و برای این منظور مدل انباشته دوره ای مناسب است. لی و هی^۱ (۲۰۱۱) به مدل سازی و پیش بینی قیمت نیروی الکتریسیته در سوئد پرداختند. برای این منظور آنان مدل های خودتوضیحی^۲ (AR)، خودتوضیحی دوره ای (PAR)، خودتوضیحی برداری^۳ (VAR) و خودتوضیحی ساختاری^۴ (SAR) را به کار بردند که با توجه به معیار میانگین مربعات خطای پیش بینی، مدل خودتوضیحی برداری دوره ای (PAR) به عنوان مناسب ترین مدل برگزیده شد. زیمرمن^۵ (۲۰۱۲) دیدگاه فصلی بودن تولید ناخالص داخلی در کشور آلمان را با استفاده از داده های مربوط به دوره ای زمانی ۲۰۱۲-۰۱-۲۰۱۱-۰۱-۱۹۹۱ بررسی کرد. وی برای این منظور مدل فصلی قطعی و مدل فصلی احتمالی مدنظر قرار داده و به انجام آزمون های مختلف ریشه واحد پرداخت. نتایج به دست آمده از به کارگیری آزمون های ریشه واحد بیانگر فصلی بودن رفتار این متغیر بود. کشاورز حداد (۱۳۸۵) اثرگذاری های تقویمی در نوسان قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ را با استفاده از داده های ماهانه طی دوره ۲۰۰۲-۸۴-۰۱-۱۳۶۹ بررسی کرد. کاربرد آزمون ریشه واحد فصلی برای این داده ها، نشان داد که آنها در سطح ایستا هستند. به این ترتیب برای پیش بینی قیمت ها از روش خودتوضیحی میانگین متحرک معمولی استفاده

¹ Li & He

² Auto Regressive

³ Vector Auto Regressive

⁴ Structural Auto Regressive

⁵ Zimmermann

شد. قهرمان زاده و سلامی (۱۳۸۶) برای پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ استان تهران به برآورد الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای و انباشته فصلی بر پایه آزمون‌های ریشه واحد فصلی و الگوی باکس-جنکینز^۱ فصلی پرداختند. بنابر نتایج به دست آمده، به دلیل نبود تغییرپذیری‌های منظم دوره‌ای برای رفتار قیمت ماهانه گوشت مرغ، الگوی خودتوضیحی دوره‌ای مناسب نبوده و از سویی به دلیل پیروی قیمت ماهانه گوشت مرغ از فرآیند تصادفی نا ایستای فصلی مدل انباشته فصلی مناسب می‌باشد. اکبری و مقدسی (۱۳۸۸) رفتار فصلی قیمت محصولات کشاورزی برگزیده شامل سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی در ایران را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور آنان با به کارگیری اطلاعات قیمت خرده‌فروشی این محصولات برای دوره زمانی فروردین ۱۳۷۸ تا اسفند ۱۳۸۵ به انجام آزمون ریشه واحد فصلی اقدام کردند. بنابر یافته‌ها سری‌های زمانی قیمت محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و لوبیا چیتی ریشه واحد فصلی دارند، اما سری زمانی قیمت محصول لوبیا قرمز بدون این ویژگی می‌باشد. قهرمان‌زاده (۱۳۹۰) به پیش‌بینی قیمت جوجه یک‌روزه گوشتی استان آذربایجان شرقی، با استفاده از داده‌های ماهانه (۸۸-۱۳۷۷) پرداخت. وی برای این منظور، به برآورد مدل انباشته فصلی بر پایه آزمون‌های ریشه واحد فصلی و مدل خود توضیحی میانگین متحرک فصلی اقدام کرد. در نهایت با استفاده از معیار $RMSE^2$ مدل انباشته فصلی برتر شناخته شده و با استفاده از آن پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یک‌روزه گوشتی استان برای سال‌های ۹۰-۱۳۸۹ صورت گرفت.

با توجه به کم بودن شمار بررسی‌های صورت گرفته در زمینه رفتار فصلی متغیرها و به ویژه رفتار دوره‌ای، این پژوهش به دنبال فراهم کردن زمینه‌ی به کارگیری مدل‌های مناسب برای ارزیابی رفتار فصلی متغیرها می‌باشد. لذا در این پژوهش الگوسازی و پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی بخش‌های اقتصادی کشور با توجه به رفتار فصلی آنها مدنظر قرار گرفت. این بخش‌ها شامل بخش کشاورزی، بخش خدمات و بخش صنعت و معدن می‌باشند. با توجه به اینکه گردآوری یک نوع داده به صورت فصلی متضمن فصلی بودن رفتار آن نیست، لذا در صورتی که یک متغیر رفتار فصلی نداشته باشد، می‌توان برای الگوسازی رفتار آن از روش‌های غیر فصلی بهره برد.

¹ Box - Jenkins

² Root Mean Square Errors

روش تحقیق

برای الگوسازی رفتار یک سری زمانی به طور کلی از روش‌های سری زمانی استفاده می‌شود. اما باید دقت داشت که هر یک از روش‌های سری زمانی، با توجه به ماهیت سری زمانی مورد بررسی به کار گرفته شوند. برای سری‌های زمانی که دارای مؤلفه فصلی باشند می‌توان از مدل‌های فصلی خودتوضیحی دوره‌ای (PAR) و انباشته فصلی (SI) بهره گرفت. بررسی‌های قهرمان‌زاده و سلامی (۱۳۸۷) و قهرمان‌زاده (۱۳۹۰) نشان داده‌اند که آغاز بررسی داده‌های فصلی با استفاده از مدل خودتوضیحی دوره‌ای صورت گرفته و در صورتی که مناسب بودن آن تأیید نشود مدل‌های فصلی دیگر مدنظر قرار داده می‌شود. مدل‌های خودتوضیحی دوره‌ای در ماهیت زمانی به کار می‌روند که مؤلفه‌های مؤثر اقتصادی مانند ترجیحات و فناوریها به صورت فصلی تغییر پیدا کنند. برای نشان دادن رفتار فصلی، این مدل‌ها امکان تغییر پارامترهای مربوط به هر فصل در مدل خودتوضیحی را فراهم می‌کنند (کاسترو و ازبورن، ۲۰۰۵).

برخی از محققان از جمله ناولز و فروتو^۱ (۱۹۹۷)، فرانسس^۲ (۱۹۹۶)، تریپودیس و پنزر^۳ (۲۰۰۴) نشان داده‌اند که بخش عمده‌ای از سری‌های زمانی کلان از رفتار دوره‌ای پیروی می‌کنند. یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای برای داده‌های سه ماهه به صورت زیر تعریف می‌شود (لی و هی، ۲۰۱۱):

$$y_t = \sum_{s=1}^4 \mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \lambda_s D_{s,t} T_t + \sum_{s=1}^4 \lambda_{1,s} D_{s,t} y_{t-1} + \dots + \sum_{s=1}^4 \lambda_{p,s} D_{s,t} y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن $t = 1, 2, \dots, n$ ، $T_t = [(t-1)/4] + 1$ ، $n = 4N$ (N شماره سال)، $s = 1, 2, 3, 4$ اجزای اخلاص و μ_s و $\lambda_{p,s}$ پارامترهای دوره‌ای بوده‌اند که ممکن است به ازای هر فصل $s = 1, 2, 3, 4$ تغییر کنند. $D_{s,t}$ ها نیز متغیرهای موهومی فصل‌ها را نشان می‌دهند. y_{t-p} ($p = 1, 2, \dots, P$) نیز وقفه‌های متغیر وابسته را نشان می‌دهند که در مدل وارد می‌شود. برای انتخاب شمار وقفه (P) معیارهای گوناگونی پیشنهاد شده است که معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز از این جمله-اند. در روش دیگر کم کردن وقفه‌ها می‌تواند تا جایی ادامه پیدا کند که ضریب‌های مربوط به آخرین وقفه برای همگی فصول از لحاظ آماری مخالف صفر باشد. در انتخاب شمار وقفه مناسب باید به گونه‌ای عمل کرد که جزء اخلاص (ε_t) ویژگی نوفه سفید بودن (به ویژه نبود

¹ Novales & Frutto

² Franses

³ Tripodis & Penzer

خودهمبستگی دوره‌ای) خود را حفظ کند (فرانسس و پاپ، ۲۰۰۴). برای این منظور خودهمبستگی سریالی، واریانس ناهمسانی، نرمال بودن و خودهمبستگی دوره‌ای اجزای اخلاص مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بر پایه رهیافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴)، برای انجام آزمون خودهمبستگی دوره‌ای، اجزای اخلاص برآورد شده معادله (۱) روی همه‌ی متغیرهای توضیحی این معادله به اضافه چهار متغیر جدید به صورت $\sum_{s=1}^4 \delta_s D_s \varepsilon_{t-1}$ ، که شامل اثرگذاری‌های متقابل وقفه اول اجزای اخلاص (ε_{t-1}) با متغیرهای مجازی فصلی (D_s) بوده، رگرس می‌شود. پس از برآورد این رگرسیون کمکی، فرضیه صفر $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ مبنی بر نبود خودهمبستگی دوره‌ای از درجه اول سنجش می‌شود که برای این منظور می‌توان از آزمون F استفاده کرد. آماره F در این آزمون دارای توزیع F استاندارد با درجه آزادی (4, n-p-4) بوده که در آن n شمار مشاهده‌ها و P شمار وقفه برآورد شده است. پس از انتخاب وقفه مناسب مدل PAR(P)، وجود تغییرات دوره‌ای در رفتار متغیر مورد نظر آزمون می‌شود. برای این منظور از آزمون نسبت درستنمایی^۲ (LR) ارائه شده توسط بسویچ^۳ و فرانسس (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. بدین شکل که در آغاز معادله (۱) با فرض نرمال بودن اجزای اخلاص با روش OLS برآورد شده و سپس فرضیه صفر مبنی بر نبود تغییرات دوره‌ای در پارامترهای این خودتوضیحی با استفاده از آزمون LR سنجیده می‌شود:

$$H_0: \lambda_{i,s} = \lambda \quad s = 1, 2, 3, 4 \quad i = 1, 2, \dots, P \quad (2)$$

آماره LR دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی 3P است. بنابر نظر بسویچ و فرانسس (۱۹۹۶)، این آزمون می‌تواند بدون توجه به اینکه آیا سری y_t دارای ریشه‌های واحد فصلی یا غیر فصلی است صورت گیرد. همچنین آماره آزمون F برای سنجش این فرضیه عدم، دارای توزیع استاندارد $F(3p, n-(4+4p))$ است. در صورت معنی‌دار بودن آزمون F مدل PAR(P) برای بررسی و پیش‌بینی سری زمانی فصلی y_t مناسب خواهد بود (قهرمان‌زاده و سلامی، ۱۳۸۶). پس از اینکه مدل PAR اولیه برای نشان دادن رفتار یک سری مناسب تشخیص داده شد، می‌توان به انجام آزمون ریشه واحد دوره‌ای برای سری موردنظر اقدام نمود. در صورتی که آزمون بیانگر وجود ریشه باشد می‌توان پس از رفع آن به برآورد مدل مناسب اقدام کرد. چگونگی انجام این آزمون در بررسی قهرمان‌زاده و الفی (۱۳۹۳) به تفصیل بیان شده است.

¹ Franses & Paap

² Likelihood Ratio

³ Boswijk

الگو سازی رفتار فصلی... ۸۱

در صورتی که وجود تغییرات دوره‌ای در داده‌ها تأیید نشود می‌توان دیگر مدل‌های فصلی را مدنظر قرار داد. یکی از مدل‌های فصلی الگوی انباشته فصلی مبتنی بر آزمون ریشه واحد فصلی است. به این ترتیب برای برآورد این مدل در آغاز بایستی ایستایی داده‌ها با آزمون ریشه واحد فصلی آزمون شود. روشی که برای انجام آزمون ریشه واحد فصلی برای داده‌های فصلی پیشنهاد شده است، روش هیلبرگ و همکاران^۱ (HEGY) است. این روش امکان آزمون ریشه واحد غیر فصلی و ریشه واحدهای فصلی را به صورت همزمان فراهم می‌کند. در این روش ریشه واحدهای سری‌های زمانی سه ماهانه ($s=4$) می‌توانند با تجزیه عملگر وقفه‌ای $1-L^4$ به صورت زیر به دست آیند (دپالو^۲، ۲۰۰۸):

$$1-L^4 = (1+L)(1-L)(1-L^2) = (1+L)(1-L)(1+i)(1-i) \quad (۳)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در مورد سری‌های زمانی سه ماهانه، ریشه واحدها عبارت خواهند بود از 1 ، -1 ، i و $-i$ که بیانگر وجود ریشه واحد در فراوانی صفر یا بلندمدت، فراوانی نیم سالانه π (دو چرخه در یک سال) و دو ریشه واحد مختلط نیز مربوط به فراوانی‌های $\pi/2$ و $3\pi/2$ (یک چرخه در هر سال) خواهند بود (رسولی بیرامی، دشتی و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۰). این آزمون با برآورد رابطه (۴) زیر صورت می‌گیرد:

$$\phi(L) y_{4,t} = \Pi_1 y_{1,t-1} + \Pi_2 y_{2,t-1} + \Pi_3 y_{3,t-2} + \Pi_4 y_{3,t-1} + \tau t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن $\phi(L)$ یک چندجمله‌ای از عملگر وقفه‌ای 1 بوده و دیگر متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1+L+L^2+L^3) y_t \\ y_{2,t} &= -(1-L+L^2-L^3) y_t \\ y_{3,t} &= (1-L^2) y_t \\ y_{4,t} &= (1-L^4) y_t \end{aligned} \quad (۵)$$

برای تعیین تعداد وقفه‌ها در $\phi(L)$ بایستی نوفه سفید بودن اجزای اخلاص مدنظر قرار گیرند (رسولی بیرامی، دشتی و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۰). با برآورد رابطه (۵) امکان آزمون ریشه واحدهای سری y_t فراهم می‌شود، بدین صورت که برای سنجش ریشه واحد 1 آزمون روی $\Pi_1=0$ (آزمون t)، برای ریشه واحد -1 آزمون روی $\Pi_2=0$ (آزمون t) و برای ریشه مرکب i و $-i$ آزمون پیوسته (آزمون F) روی $\Pi_3=\Pi_4=0$ صورت می‌گیرد (دپالو، ۲۰۰۸). لازم به یادآوری است که

¹ Hylleberg et al.

² Depalo

مقادیر بحرانی برای این آزمون‌ها توزیع استاندارد t و F را نداشته و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) مقایسه می‌شوند. پذیرش فرضیه صفر به معنای وجود ریشه واحد در آن فراوانی بوده و بایستی از فیلتر مربوطه برای ایستاسازی داده‌ها استفاده شود. در صورتی که بیش از یک ریشه واحد وجود داشته باشد حاصل ضرب فیلترهای مربوط به همان ریشه‌ها برای ایستاسازی داده‌ها استفاده خواهد شد.

وجود ریشه واحد فصلی نشان‌دهنده وجود رفتار فصلی سری مورد نظر خواهد بود. چنانچه نتایج آزمون انجام شده روی سری زمانی بیانگر یک فرآیند تصادفی فصلی نایستا باشد، الگوی مناسب برای رفتار سری مورد نظر الگوی خودتوضیحی است که در اصطلاح به الگوی انباشته فصلی (SI) معروف بوده و دارای شکل ریاضی به صورت معادله زیر است (قهرمان‌زاده و سلامی، ۱۳۸۷):

$$\Delta_s y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta_s y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در معادله بالا Δ_s نشان دهنده‌ی استفاده از داده‌های ایستا شده با بهره‌گیری از فیلتر مربوطه برای برآورد مدل خواهد بود. در صورتی که آزمون بیانگر نبود ریشه واحد فصلی برای داده‌ها باشد، در این صورت می‌توان از مدل‌های غیرفصلی برای الگوسازی داده‌ها استفاده کرد. یکی از الگوهای مورد استفاده الگوی خودتوضیحی میانگین متحرک بوده که روش به‌کارگیری آن به تفصیل در بسیاری از بررسی‌های داخلی و خارجی بیان شده است.

در این بررسی برای الگوسازی رفتار تولید ناخالص داخلی از داده‌های فصلی به صورت سه ماهانه^۱ استفاده شد. این داده‌ها از فصل بهار سال ۱۳۶۷ آغاز شده و تا زمستان ۱۳۸۹ ادامه می‌یابند. این داده‌ها بر حسب میلیارد ریال و بر پایه قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشند که از نشریه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند.

^۱ Quarter

نتایج و بحث

- الگوسازی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی

نخستین بخشی که در اینجا مورد توجه قرار گرفته بخش کشاورزی است. برای تحلیل رفتار تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در ایران در نخستین مرحله لازم بود که رفتار تغییر دوره‌ای این سری زمانی آزمون شود. بدین منظور اقدام به برآورد مدل خودتوضیحی دوره‌ای مناسب شد که نتایج به دست آمده از آن در جدول ۱ بیان شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مدل یاد شده یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجه ۲، $PAR(2)$ می‌باشد.

جدول (۱) نتایج برآورد مدل $PAR(2)$ تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی ایران (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

پارامتر	ضریب	آماره t	پارامتر	ضریب	آماره t
μ_1	۱۳۸۴۰/۴۴***	۸/۹۶	$\lambda_{1,1}$	-۰/۹۷	-۱/۳۰
μ_2	۹۴۹۱/۵۷***	۱۰/۸۸	$\lambda_{1,2}$	۰/۸۳***	۷/۲۳
μ_3	۵۳۴۸/۵۷***	۳/۰۸	$\lambda_{1,3}$	۰/۴۰***	۳/۰۸
μ_4	-۹۷۶/۸۳	-۰/۴۶	$\lambda_{1,4}$	۰/۰۵	۰/۳۷
λ_1	۸۹۴/۴۴***	۱۶/۸۰	$\lambda_{2,1}$	-۱/۱۴***	-۷/۰۵
λ_2	۱۹۷/۹۸***	۲/۴۰	$\lambda_{2,2}$	۳/۵۰***	۴/۵۴
λ_3	۳۰۷/۱۷**	۳/۴۹	$\lambda_{2,3}$	-۰/۶۸***	-۵/۰۱
λ_4	-۳۷/۱۵	-۰/۳۸	$\lambda_{2,4}$	۰/۰۸	۰/۸۳
$R^2=۰/۹۹$					

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

بنابر جدول ۱ مدل $PAR(2)$ برآورد شده از لحاظ معنی‌داری در سطح بسیار خوبی قرار داشته و بیشتر ضریب‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. در مدل برآورد شده پارامترهای μ_i ، λ_i و $\lambda_{i,j}$ به ترتیب بیانگر ضریب‌های مربوط به عرض از مبدأ، روند، و وقفه $\lambda_{i,j}$ متغیر وابسته برای فصل i ام ($i=1, 2, 3, 4$) می‌باشند. در الگوی بالا فصل ۱، ۲، ۳ و ۴ به ترتیب فصل بهار، تابستان، پاییز و زمستان را نشان می‌دهند. نتایج برآورد مدل نشان‌دهنده وجود روند برای همه‌ی فصول است. به این ترتیب می‌توان گفت که میزان GDP بخش کشاورزی در طی سال‌های مورد بررسی افزایش یافته است. برای سنجش اعتبار مدل $PAR(2)$ از لحاظ اقتصادسنجی، آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلاص مدل شامل چهار نوع آزمون نرمال بودن اجزای اخلاص،

خودهمبستگی دوره‌ای، خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی انجام شده است که نتایج آنها در جدول ۲ گزارش شده است.

با توجه به نتایج جدول ۲، اجزای اخلاص دارای توزیع نرمال بوده و بدون خودهمبستگی سریالی از مرتبه ۱ و ۴ می‌باشند. فرضیه صفر آزمون LM برای واریانس ناهمسانی نبود واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) بوده، که نتایج آزمون برای مدل فوق نشان دهنده نبود واریانس ناهمسانی شرطی از مرتبه ۱ و ۴ برای مدل یادشده می‌باشد. همچنین نتایج آزمون F برای بررسی وجود خودهمبستگی دوره‌ای نشان می‌دهد، مدل دارای خودهمبستگی دوره‌ای نخواهد بود. بدین ترتیب، با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری ۵ درصد، اجزای اخلاص مدل برآورد شده دارای ویژگی نوفه سفید بوده و می‌توان گفت مدل برآورد شده یک مدل مناسب بوده و انتخاب تعداد وقفه‌ها در آن به درستی صورت گرفته است. در ادامه آزمون پیروی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی از رفتار دوره‌ای، برابر مواد و روش‌ها با استفاده از رهیافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴) انجام شد که مقدار آماره محاسباتی به دست آمده برابر با $F=۱۵/۳۸$ بوده که در سطح احتمال ۵ درصد فرضیه عدم رد می‌شود. یعنی اینکه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی از رفتار فصلی دوره‌ای پیروی می‌کند. این نتیجه گویای آن است که هر فصل رفتاری متفاوت از فصل دیگر دارد.

جدول (۲) نتایج آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلاص مدل PAR(2)

سطح احتمال	آماره	آزمون
۰/۴۷	۱/۴۸	نرمال بودن اجزای اخلاص (χ^2)
۰/۴۳	۰/۶۰	خودهمبستگی سریالی از درجه ۱ (آزمون بروج گادفری، χ^2)
۰/۹۱	۰/۹۳	خودهمبستگی سریالی از درجه ۴ (آزمون بروج گادفری، χ^2)
۰/۷۷	۰/۰۸	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۱ (χ^2)، ARCH (1)
۰/۰۵	۹/۴۲	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۴ (χ^2)، ARCH (4)
۰/۵۲	۰/۸۱	خودهمبستگی دوره‌ای (F)

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه برای شناسایی وجود ریشه واحد، اقدام به انجام آزمون ریشه واحد دوره‌ای برابر رهیافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴) شد. با توجه به نتایج به دست آمده در بررسی قهرمان‌زاده و الفی (۱۳۹۳) سری مورد بررسی بدون ریشه واحد دوره‌ای بوده و ایستا می‌باشد. به این ترتیب

الگو سازی رفتار فصلی... ۸۵

نیازی به ایستا سازی آن نبوده و مدل اولیه (گزارش شده در جدول ۱) همچنان معتبر می باشد. با مراجعه به مدل یاد شده می توان دریافت پارامترهای مربوط به فصل زمستان کمترین معنی - داری را در مدل داشته و پارامترهای دیگر فصول معنی داری بالایی دارند. مدل برآورد شده بیانگر وجود متغیر روند برای همه ی فصول جز زمستان می باشد. لذا می توان گفت تولید کشاورزی در طی سال های اخیر رشد داشته است. پارامترهای مربوط به وقفه ها نیز قسمتی از واقعیت رفتاری تولید ناخالص کشاورزی فصول مختلف را منعکس می سازند. مشاهده می شود که میزان تولید ناخالص کشاورزی در هر فصل توسط مقادیر دو فصل پیش آن توضیح داده می شوند. به این ترتیب می توان گفت که مدل برآوردی مدل مناسبی است که می تواند پایه مناسبی برای پیش بینی مقادیر آتی و دیگر هدف های تحقیق باشد. پیش بینی مقادیر آتی تولید ناخالص داخلی کشاورزی با استفاده از مدل یاد شده صورت گرفته است که نتایج به دست آمده از آن در جدول ۳ ملاحظه می شود.

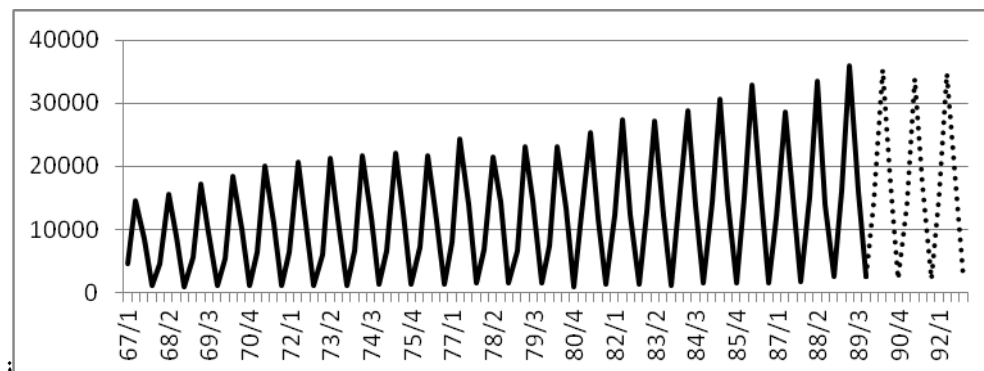
جدول (۳) پیش بینی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بخش کشاورزی ایران برای سال های ۹۰-

۱۳۹۱ (واحد: میلیارد ریال)

سال	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
۱۳۹۰	۱۴۳۶۲/۶۶	۳۵۳۹۱/۶۴	۱۷۳۲۸/۲۹	۲۱۴۸/۵۷۵
۱۳۹۱	۱۴۲۲۱/۸۳	۳۳۸۳۲/۴۵	۱۷۰۹۵/۱۳	۲۰۵۹/۹۰۳
۱۳۹۲	۱۵۴۷۰/۱۸	۳۴۷۵۹/۸۵	۱۶۹۲۵/۰۴	۲۱۲۰/۴۴۲

منبع: یافته های تحقیق

با استفاده از مقادیر پیش بینی شده در جدول ۳ تولید ناخالص داخلی برای سال های ۹۱-۱۳۶۷ در نمودار ۱ ترسیم شده است. در این نمودار منحنی خط چین مقادیر پیش بینی شده را نشان می دهد. همان طوری که انتظار می رفت این مقادیر پیش بینی شده منطبق بر رفتار دوره های تولید بخش کشاورزی می باشد.



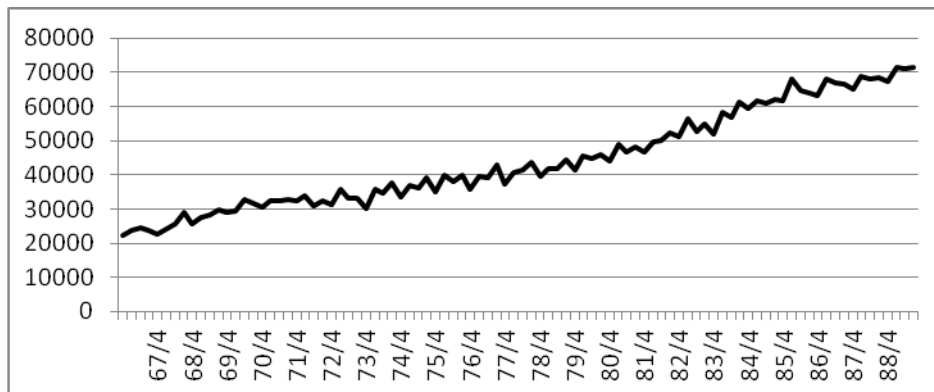
نمودار (۱) روند تغییرات تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی طی سال‌های ۹۱:۴ - ۱۳۶۷:۱ (میلیارد ریال)

– الگوسازی تولید ناخالص داخلی بخش خدمات

روند تولید ناخالص داخلی بخش خدمات طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ در نمودار ۲ آمده است. ملاحظه می‌شود تولید ناخالص داخلی این بخش با روند همراه بوده و در طی این سال‌ها روند افزایشی داشته است. این افزایش تولید در طول زمان به تدریج بوده و به تقریب رشد آن در همه‌ی سال‌ها با سرعت همسانی رخ داده است. البته میزان تولید ناخالص داخلی بخش خدمات با نوساناتی همراه بوده است. میزان نوسان‌های این بخش در مقایسه با بخش کشاورزی به مراتب کمتر و نامنظم بوده و این امر احتمال عدم پذیرش الگوی خودتوضیحی دوره‌ای برای این بخش را افزایش می‌دهد. برای بیان مستدل این موضوع به برآورد مدل خودتوضیحی دوره-ای مناسب برای این بخش اقدام شده است که نتایج آن در جدول ۴ قابل مشاهده می‌باشد.

بنابر جدول ۴، ملاحظه می‌شود که الگوی یاد شده یک الگوی خودتوضیحی از درجه چهار می‌باشد، $PAR(4)$ ، که از لحاظ معنی‌داری در سطح مناسبی قرار دارد. البته تعداد وقفه بهینه مدل طوری تعیین شده است که شرط نوفه سفید بودن اجزای اخلال تأمین شود. نتایج به دست آمده از آزمون‌های کنترل تشخیصی مربوطه در جدول ۵ گزارش شده است. بنابر جدول ۵، اجزای اخلال مدل برآورد شده همه‌ی شرایط یک فرآیند نوفه سفید را تأمین می‌نمایند. در ادامه بود یا نبود رفتار دوره‌ای برای بخش خدمات کشور را با استفاده از آزمون F انجام گرفت. آماره F به دست آمده ($F=۱/۶۷$) در مقایسه با مقدار بحرانی جدول بیانگر رد نشدن فرضیه عدم می‌باشد. در نتیجه تولید بخش خدمات از رفتار دوره‌ای پیروی نمی‌کند.

الگو سازی رفتار فصلی... ۸۷



نمودار ۲- تولید ناخالص داخلی بخش خدمات بر حسب میلیارد ریال (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

در ادامه امکان الگو سازی رفتار فصلی تولید ناخالص داخلی بخش خدمات توسط مدل های انباشته فصلی (پایه رگرسیون) مورد بررسی قرار گرفت. برای به کارگیری مدل انباشته فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی (HEGY) انجام گردید. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول ۶ قابل ملاحظه می باشد. با توجه به ویژگی های سری مربوطه این آزمون با وارد کردن متغیر روند و متغیرهای موهومی فصلی صورت گرفته است. برای به دست آوردن یک مدل دارای اجزای اخلاص نوفه سفید، مدل با وقفه های ۱ تا ۴ و ۸ و ۱۲ برآورد شد.

جدول (۴) نتایج برآورد مدل (4) PAR تولید ناخالص داخلی بخش خدمات ایران (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

پارامتر	ضریب	آماره t	پارامتر	ضریب	آماره t
μ_1	-۴۷۵۳/۹۷**	-۲/۰۱	$\lambda_{2,2}$	-۰/۲۱	-۰/۸۵
μ_2	۴۵۱۶/۶۳***	۲/۰۳	$\lambda_{2,3}$	۰/۲۲	۰/۷۴
μ_3	-۲۲۶/۴۳	-۰/۰۸	$\lambda_{2,4}$	۰/۰۸	۰/۳۶
μ_4	۴۸۱۵/۰۰	۱/۶۲	$\lambda_{3,1}$	-۰/۲۴	-۱/۰۹
λ_1	-۲۷۶/۶۲	-۱/۰۹	$\lambda_{3,2}$	-۰/۱۳	-۰/۴۵
λ_2	۴۵۷/۵۱*	۱/۷۵	$\lambda_{3,3}$	۰/۲۹	۱/۱۰
λ_3	-۸۶/۰۷	-۰/۳۱	$\lambda_{3,4}$	-۰/۴۹	-۱/۶۶
μ	۴۱۰/۶۱	۱/۴۶	$\lambda_{4,1}$	۰/۵۱*	۱/۹۷
$\lambda_{1,1}$	۰/۷۲۱***	۳/۱۹	$\lambda_{4,2}$	۰/۳۲*	۱/۷۰
$\lambda_{1,2}$	۰/۸۵۲***	۳/۵۵	$\lambda_{4,3}$	۰/۲۹	۱/۳۳
$\lambda_{1,3}$	۰/۲۳۹	۱/۰۷	$\lambda_{4,4}$	۰/۲۷	۱/۰۱
$\lambda_{1,4}$	۰/۹۲۳***	۳/۸۸			
$\lambda_{2,1}$	۰/۱۹۷	۰/۶۱			
			$R^2=$	۰/۹۹	

منبع: یافته های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول (۵) نتایج آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلاص مدل (4) PAR

سطح احتمال	آماره	آزمون
۰/۴۹	۱/۳۹	نرمال بودن اجزای اخلاص (χ ²)
۰/۱۰	۲/۶۷	خودهمبستگی سریالی از درجه ۱ (آزمون بروج گادفری، χ ²)
۰/۱۶	۶/۵۱	خودهمبستگی سریالی از درجه ۴ (آزمون بروج گادفری، χ ²)
۰/۵۰	۰/۴۵	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۱ (χ ²)، ARCH (1)
۰/۳۳	۴/۵۷	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۴ (χ ²)، ARCH (4)
۰/۱۳	۱/۸۵	خودهمبستگی دوره‌ای (F)

منبع: یافته‌های تحقیق

با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری یک درصد و مقایسه مقادیر به دست آمده با مقادیر بحرانی، می‌توان گفت که ضریب Π_1 معنی‌دار نبوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در فراوانی صفر پذیرفته می‌شود. این امر به این معنی است که متغیر GDP بخش خدمات در طول دوره زمانی مورد نظر با روند همراه بوده است و این امر با مقایسه نمودار ۴ به طور کامل قابل تأیید می‌باشد. ضریب Π_2 از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده که بیانگر وجود ریشه واحد فصلی در فراوانی نیم سالانه می‌باشد. مقدار آماره F به دست آمده برای آزمون ریشه واحد مرکب ($F=11/47$) نشانگر نبود ریشه واحدهای مرکب (i و -i) است. به این ترتیب تولید ناخالص داخلی خدمات دارای ریشه واحد در فراوانی صفر و نیم سالانه می‌باشد. لذا حاصل ضرب فیلترهای این دو ریشه، $(1+L)(1-L)=1-L^2$ ، برای ایستاسازی داده‌های تولید ناخالص داخلی بخش خدمات به کار گرفته شد. سپس با استفاده از سری ایستا شده مدل انباشته فصلی مناسب برآورد شده است که نتایج به دست آمده از آن در جدول ۷ قابل مشاهده است. لازم به یادآوری است برای انتخاب وقفه مناسب در مدل یاد شده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز بی‌زین استفاده گردیده، مشروط بر آن که نوفه سفید بودن جزء اخلاص مدل تأمین شود. بنابر جدول ۷ مشاهده می‌شود مدل برآورد شده از لحاظ معنی‌داری در وضعیت مناسبی قرار داشته و با توجه به نتایج آزمون‌های کنترل تشخیصی صورت گرفته در جدول ۸ می‌توان گفت که این مدل ویژگی‌های آماری لازم برای معتبر بودن مدل را تأمین می‌کند. بر پایه این الگو می‌توان گفت که میزان تولید ناخالص داخلی در بخش خدمات تا حدود زیادی به میزان تولید آن در چهار فصل پیش بستگی دارد.

الگو سازی رفتار فصلی... ۸۹

جدول (۶) نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY برای بخش خدمات (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

آزمون	t(Π_1)	t(Π_2)	F(Π_3, Π_4)
مقدار آماره محاسباتی	-۲/۱۵	-۲/۹۰**	۱۱/۴۷***

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول (۷) نتایج برآورد مدل انباشته فصلی برای تولید ناخالص داخلی بخش خدمات (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

آماره t محاسباتی	ضریب	پارامتر
۴/۴۶	۱۲۴۳/۴۰۶***	constant
۴/۲۱	۰/۴۶۷***	(1-L ²)y _{t-1}
-۷/۳۴	-۰/۸۵۸***	(1-L ²)y _{t-2}
۲/۵۶	۰/۳۰۲**	(1-L ²)y _{t-3}
-۰/۵۱	-۰/۰۵۶	(1-L ²)y _{t-4}
۰/۵۹		R ²

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول (۸) نتایج آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلاص مدل انباشته فصلی برای تولید ناخالص

داخلی بخش خدمات

سطح احتمال	آماره	آزمون
۰/۰۲	۷/۴۰	نرمال بودن اجزای اخلاص (χ ²)
۰/۶۳	۰/۲۲۵	خودهمبستگی سریالی از درجه ۱ (آزمون بروج گادفری، χ ²)
۰/۵۹	۲/۷۶	خودهمبستگی سریالی از درجه ۴ (آزمون بروج گادفری، χ ²)
۰/۹۴	۰/۰۰۵	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۱ (χ ²)، ARCH (1)
۰/۹۶	۰/۵۵۲	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۴ (χ ²)، ARCH (4)

مأخذ: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

در ادامه مقادیر تولید بخش خدمات با استفاده از مدل انباشته فصلی پیش‌بینی شده است. نتایج به دست آمده از این پیش‌بینی در جدول ۹ مشاهده می‌شود. بنابر پیش‌بینی صورت گرفته می‌توان دریافت که تولید این بخش در سال‌های آینده نیز افزایش یافته و این افزایش با نوسان‌هایی همراه خواهد بود. برای مقایسه مقادیر آتی با مقادیر کنونی، مقادیر پیش‌بینی شده در نمودار ۳ ترسیم شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود نمودار بیانگر افزایش تولید این بخش در سال‌های آینده خواهد بود.

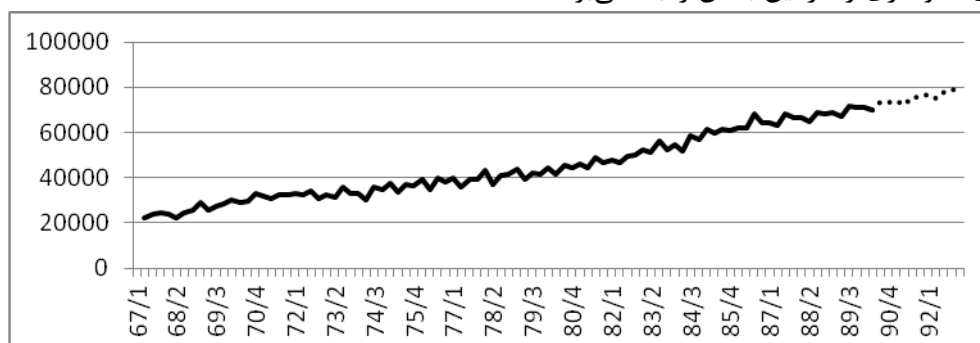
جدول (۹) پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بخش کشاورزی ایران برای سال‌های ۹۰-۱۳۹۱ (واحد: میلیارد ریال)

سال	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
۹۰	۶۹۸۹۷/۹۵	۷۳۴۰۰/۰۰	۷۳۳۰۰/۵۲	۷۴۰۷۵/۸۷
۹۱	۷۲۵۰۴/۴۲	۷۵۵۱۲/۱	۷۵۴۹۶/۲۶	۷۶۷۱۷/۸۳
۹۲	۷۵۱۲۴/۹۱	۷۷۷۳۷/۲۶	۷۹۲۸۷/۶	۷۸۲۴۲/۰۲

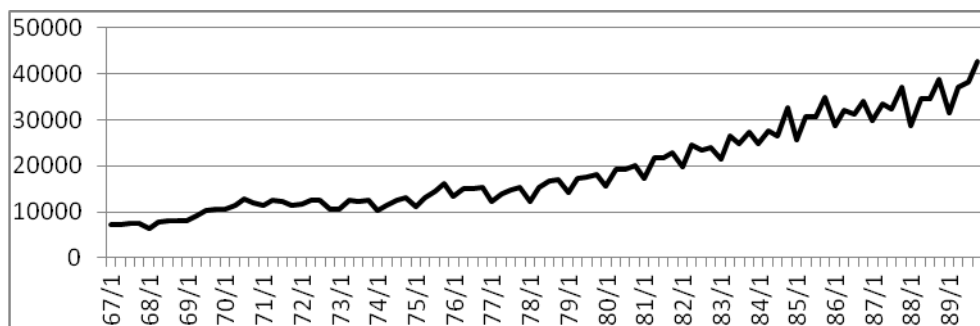
منبع: یافته‌های تحقیق

الگوسازی تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن

رفتار تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ در نمودار ۴ قابل مشاهده است. بنابر این نمودار، GDP بخش صنعت و معدن با روند همراه بوده و در طی سال‌های اخیر افزایش یافته است. با توجه به نمودار ۴ مشاهده می‌شود که مقدار GDP این بخش در داخل هر سال نیز با افت و خیزهایی همراه بوده که این امر احتمال پذیرش مدل فصلی برای الگوسازی رفتار این بخش را بالا می‌برد.



نمودار (۳) روند تغییرات تولید ناخالص داخلی بخش خدمات طی سال‌های ۹۱:۴ - ۱۳۶۷:۱ (میلیارد ریال)



نمودار (۴) تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن بر حسب میلیارد ریال (۸۹:۴ - ۱۳۶۷:۱)

الگو سازی رفتار فصلی... ۹۱

برای بررسی تغییرات دوره‌ای GDP بخش صنعت و معدن مدل (3) PAR مناسب تشخیص داده شد که نتایج مربوطه در جدول ۱۰ آمده است. برای مدل یاد شده آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلاص همسان مدل‌های پیشین انجام شد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اجزای اخلاص مدل برآورد شده دارای ویژگی نوفه سفید بوده و انتخاب وقفه در آن به درستی صورت گرفته است. در مرحله بعد تغییرات دوره‌ای در GDP بخش صنعت و معدن با استفاده از رهیافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴) سنجیده شد که مقدار آماره محاسباتی به دست آمده برابر با $F=1/70$ بوده که در سطح احتمال ۵ درصد فرضیه عدم رد نمی‌شود. به عبارت دیگر تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن از رفتار دوره‌ای پیروی نمی‌کند. در ادامه برای آگاهی از چگونگی رفتار سری مربوطه آزمون ریشه واحد فصلی انجام شد که نتایج آن در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود. با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز بیزین و با مدنظر قرار دادن اجزاء اخلاص نوفه سفید، وقفه‌های مدل ۱ تا ۴ و ۸ انتخاب شده است. با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد فصلی در جدول ۱۱ و مقایسه مقادیر به دست آمده با مقادیر بحرانی هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، می‌توان گفت که ضریب Π_1 معنی‌دار نبوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در فراوانی صفر پذیرفته می‌شود. این امر به این معنی است که متغیر GDP بخش خدمات در طول دوره زمانی موردنظر با روند همراه بوده است و این امر با مقایسه نمودار ۷ به طور کامل قابل تأیید است. ضریب Π_2 از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده که بیانگر وجود ریشه واحد فصلی در فراوانی نیم سالانه می‌باشد. از سویی دیگر مقدار آماره F به دست آمده برای آزمون ریشه واحد مرکب ($F=0/90$) نیز بیانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحدهای مرکب (i و $-i$) می‌باشد. به این ترتیب می‌توان دریافت تولید ناخالص داخلی در بخش صنعت و معدن همه‌ی ریشه‌های فصلی و غیرفصلی را دارد. به این معنی که تولید بخش صنعت و معدن در سال‌های مورد بررسی با روند همراه بوده و از سوی دیگر در داخل هر سال نیز نوسان‌هایی داشته و می‌توان گفت که GDP بخش صنعت و معدن رفتار فصلی دارد. لذا حاصل ضرب فیلترهای ریشه‌های فصلی و غیرفصلی $(1-L^2)(1-L)(1+L)=1-L^4$ ، برای ایستاسازی داده‌های تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن به کار گرفته شد. سپس با استفاده از سری ایستا شده مدل انباشته فصلی مناسب برآورد شده است که نتایج به دست آمده از آن در جدول ۱۲ قابل مشاهده می‌باشد. لازم به یادآوری است برای انتخاب وقفه

مناسب در مدل یاد شده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز بی‌زین استفاده شده و نوفه سفید بودن جزء اخلاص مدل نیز مدنظر قرار گرفته است.

جدول (۱۰) نتایج برآورد مدل خود توضیحی دوره‌ای (3) PAR برای تولید ناخالص بخش صنعت و

معادن ایران

پارامتر	ضریب	آماره t	پارامتر	ضریب	آماره t
μ_1	۸۷/۵۳	۰/۱۲	$\lambda_{1,3}$	۰/۸۴۸***	۳/۱۸
μ_2	۳۰۵/۳۲	۰/۴۵	$\lambda_{1,4}$	۱/۱۰***	۴/۱۷
μ_3	۱۵۶۹/۹۵۳***	۲/۸۸	$\lambda_{2,1}$	۰/۴۳	۱/۱۶
μ_4	-۲۲۶۲/۳۹۲***	-۴/۱۱	$\lambda_{2,2}$	۰/۰۸	۰/۴۴
λ_1	-۱۷۰/۲۷	-۱/۴۰	$\lambda_{2,3}$	-۰/۳۴	-۱/۲۲
λ_2	۲۵۹/۸۶**	۲/۰۳	$\lambda_{2,4}$	-۰/۳۳	-۰/۹۰
λ_3	-۵۲/۴۹	-۰/۳۹	$\lambda_{3,1}$	۰/۳۴	۱/۱۶
λ_4	۱۰۲/۳۶	۰/۸۱	$\lambda_{3,2}$	۰/۱۴	۰/۴۹
$\lambda_{1,1}$	۰/۲۲۷	۱/۳۳	$\lambda_{3,3}$	۰/۴۰**	۲/۴۶
$\lambda_{1,2}$	۰/۷۱۰***	۲/۹۱	$\lambda_{3,4}$	۰/۴۱	۱/۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول (۱۱) نتایج آزمون ریشه واحد دوره‌ای سری سه ماهانه تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و

معادن

آزمون	t(Π_1)	t(Π_2)	F(Π_3, Π_4)
مقدار آماره محاسباتی	-۰/۳۸	-۰/۲۶	۰/۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول (۱۲) نتایج برآورد مدل انباشته فصلی برای تولید ناخالص داخلی بخش خدمات (۱۳۶۷:۱-۸۹:۴)

پارامتر	ضریب	آماره t محاسباتی
constant	۵۹۳/۶۳***	۲/۵۹
$(1-L^4)y_{t-1}$	۰/۴۴***	۳/۹۷
$(1-L^4)y_{t-2}$	۰/۱۷	۱/۵۰
$(1-L^4)y_{t-3}$	۰/۲۸**	۲/۳۷
$(1-L^4)y_{t-4}$	-۰/۲۶**	-۲/۳۶
$(1-L^4)y_{t-8}$	-۰/۰۶	-۰/۶۷
R^2		۰/۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

الگو سازی رفتار فصلی... ۹۳

همان گونه که در جدول ۱۲ مشاهده می‌شود مدل برآورد شده از لحاظ معنی‌داری در وضعیت مناسبی قرار داشته و با توجه به نتایج آزمون‌های کنترل تشخیصی صورت گرفته در جدول ۱۳ می‌توان گفت که این مدل ویژگی‌های آماری لازم برای معتبر بودن مدل را تأمین می‌کند. بر پایه این الگو می‌توان گفت که میزان تولید ناخالص داخلی در بخش صنعت و معدن تا حدود زیادی به میزان تولید آن در چهار فصل پیش و نیز فصل هشتم پیش از آن بستگی دارد. پس از اطمینان از برآورد مناسب مدل، پیش‌بینی مقادیر تولید با استفاده از آن در مرحله بعد صورت گرفته است. این مقادیر در جدول ۱۴ ارائه شده است.

جدول (۱۳) نتایج آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلال مدل انباشته فصلی برای تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن

سطح احتمال	آماره	آزمون
۰/۰۸	۴/۸۶	نرمال بودن اجزای اخلال (χ ²)
۰/۳۳	۰/۹۲	خودهمبستگی سریالی از درجه ۱ (آزمون بروچ گادفری، χ ²)
۰/۵۸	۲/۸۳	خودهمبستگی سریالی از درجه ۴ (آزمون بروچ گادفری، χ ²)
۰/۱۸	۱/۷۶	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۱ (χ ²)، ARCH (1)
۰/۷۱	۲/۱۱	واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۴ (χ ²)، ARCH (4)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۴) پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بخش صنعت و معدن ایران برای سال‌های

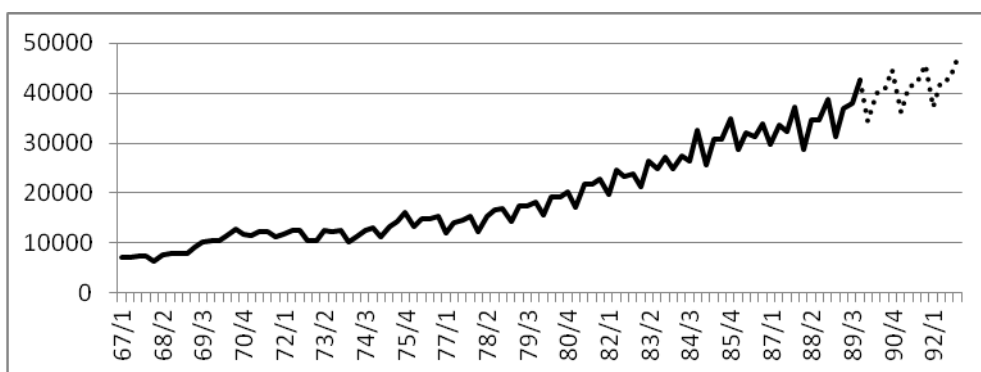
۹۰-۱۳۹۱ (واحد: میلیارد ریال)

سال	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
۹۰	۵۲۰۳/۴۶	۵۲۴۱/۷۸	۴۴۲۹/۴۳	۴۶۷۹/۶۱
۹۱	۶۹۳۹/۳۳	۶۷۰۴/۴۲	۵۶۳۶/۴۶	۵۷۹۶/۵۹
۹۲	۸۰۰۰/۴۶	۷۷۳۱/۴۲	۶۷۱۱/۶	۶۹۳۰/۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر پیش‌بینی شده به همراه مقادیر واقعی در نمودار ۵ ترسیم شده است. بر این پایه می‌توان دریافت در صورتی که تولید بخش صنعت و معدن با همین منوال صورت گیرد، مقادیر آن در آینده با نوسان‌هایی همراه بوده و مقادیر آن در فصول مختلف سال ۱۳۹۱ نسبت به مقادیر فصول همسان در سال ۱۳۹۰ و نیز در فصول مختلف سال ۱۳۹۲ نسبت به مقادیر فصول

همسان در سال ۱۳۹۱ افزایش خواهد یافت و به این ترتیب تولید سالانه آن با روند همراه خواهد بود.



نمودار (۵) روند تغییرات تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن طی سال‌های ۱۳۶۷:۱ - ۹۱:۴

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تولید بخش‌های اقتصادی کشور تحت تأثیر عامل‌های گوناگونی قرار دارند؛ لذا رفتاری متفاوت و در نتیجه آن فرآیند تولید داده مختلفی نیز خواهند داشت که باید در الگوسازی‌ها مدنظر قرار گیرند. با توجه به اینکه در این بررسی از داده‌های فصلی استفاده شد، لذا مدل‌های فصلی خودتوضیحی دوره‌ای و انباشته فصلی مدنظر قرار گرفت. با مدنظر قرار دادن این موضوع که فصول بیشتر از نظر تغییرپذیری‌های آب و هوایی با هم متفاوت‌اند، بیشترین تفاوت تولید فصول گوناگون در بخش کشاورزی که تولیدات آن تحت تأثیر آب و هوا می‌باشد، مشاهده شد. لذا برای الگوسازی و پیش‌بینی رفتار تولید ناخالص داخلی مدل خودتوضیحی دوره‌ای به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. با رد تناسب مدل خودتوضیحی دوره‌ای برای داده‌های بخش خدمات و صنعت و معدن، به کارگیری آزمون ریشه واحد فصلی نشان داد که این بخش‌ها رفتار فصلی داشته و تولید آنها در طول یک سال با نوسان‌هایی روبرو است. به این ترتیب مدل انباشته فصلی برای این بخش‌ها برآورد شد. به این ترتیب با توجه به یافته‌های تحقیق می‌توان بیان کرد که مقادیر تولید این بخش‌ها تا حدود زیادی به مقادیر تولید آنها در سال‌های پیش بستگی دارد. به این ترتیب با استفاده از مقادیر تولید سال‌های پیش می‌توان تولید آتی این بخش‌ها را پیش‌بینی کرد که این امر با استفاده از الگوی مناسب برای سری زمانی مورد نظر صورت می‌گیرد. با توجه یافته‌ها توصیه می‌شود که بررسی بخش‌های اقتصادی به دلیل ماهیت متفاوت

الگو سازی رفتار فصلی... ۹۵

آنها به صورت جداگانه با استفاده از الگوی مناسب برای آنها صورت گیرد. همچنین مدل سازی تولید دیگر بخش های اقتصادی در بررسی و ارزیابی های بعدی پژوهشگران کشور بایستی مورد توجه قرار گیرد.

منابع

- اکبری، ا. و مقدسی، ر. (۱۳۸۸). رفتار فصلی در قیمت محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: سیب زمینی، گوجه فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی). مجله ترویج و اقتصاد کشاورزی، سال دوم، شماره ۱: ۳۰-۱۳.
- رسولی بیرامی، ز. دشتی، ق. و قهرمانزاده، م. (۱۳۹۰). درآمدی بر ریشه واحد فصلی: کاربردی برای قیمت گشت مرغ در ایران. نشریه پژوهش های علوم دامی، جلد ۲۱، شماره ۲: ۹۱-۸۱.
- قهرمانزاده، م. و الفی، خ. (۱۳۹۳). پیش بینی فصلی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در ایران با استفاده از مدل خودتوضیحی (PAR). نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۸، شماره ۱: ۴۴-۳۵.
- قهرمانزاده، م. و سلامی، ح. (۱۳۸۷). الگوی پیش بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران. مجله علوم کشاورزی ایران، ۳۹ (۲): ۱-۲۸.
- قهرمانزاده، م. (۱۳۹۰). پیش بینی قیمت ماهانه جوجه یکروزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی. مجله اقتصاد کشاورزی، ۵ (۴): ۲۱۰-۱۸۳.
- Castro, B. and Osborn D, R. (2005). Testing for Seasonal Unit Roots in Periodic Integrated Autoregressive Processes. Economic Studies, School of Social Sciences, University of Manchester.
- Depalo, D. (2008). A seasonal unit root test with STATA. Milan, Tor Vergata University.
- Franses, P, H. and Paap, R. (2004). Periodic Time Series. Oxford University Press, New York, United States.
- Haggart, B. (2000). The Gross Domestic Product and Alternative Economic and Social Indicators. Economics Division.
- Kirchgassner, G. and Wolters, J. (2007). Introduction to Modern Time Series Analysis. Springer, Berlin Heidelberg New York.
- Li, C. and He, Ch. (2011). Modeling and Forecasting Monthly Electricity Price of Sweden with Periodic Autoregressive Models. Dalarna University, Sweden.
- Shirvani, H. Wilbratte, B. and Delcoure, N. (2009). Testing for periodic integration and cointegration of the stock prices of the G7 countries. Investment Management and Financial Innovations, 6 (1): 147-155.

- Tripodis, Y. and Penzer, J. (2004). Periodic time series models: a structural approach. Department of Statistics, London School of Economics.
- Zimmermann, S. (2012). Seasonality in German GDP: Testing for Stationarity and Non-Stationarity. Term Paper, Department of Economics, Vienna Universit